工作时间与工作绩效的非线性关系：一项元分析

宋皓杰[1] 郜人婧[1] 张强[2] 程延园[3]

（[1]郑州大学商学院，郑州 450001）（[2]清华大学深圳国际研究生院，深圳 518131）

（[3]中国人民大学劳动人事学院，北京 100872）

摘　要 基于 42 篇文献的 64 项独立研究，总样本量为 22843 人的数据，对工作时间与工作绩效的非线性关系进行了元分析。结果发现：（1）工作时间与任务绩效、关系绩效之间存在显著的倒 U 型关系；（2）国家类型的调节作用显著：相对于西方欧美国家，工作时间与任务绩效、关系绩效的倒 U 型关系在中国更为显著；（3）产业类型的调节作用显著：相对于劳动、资本密集型产业，工作时间与任务绩效的倒 U 型关系在知识密集型产业中更为显著；（4）年龄的调节作用显著：相对于高年龄水平，工作时间与任务绩效的倒 U 型关系在低年龄水平群体中更为显著；（5）性别的调节作用显著：相对于低男性比例，工作时间与关系绩效的倒 U 型关系在高男性比例群体中更为显著。结果不仅基于元分析厘清了工作时间与工作绩效的倒 U 型关系效应，而且为劳动法中工时规定（例如周均工作时间不超过 44 小时）的合理性提供了科学依据，警示组织注意工作时间对工作绩效的“过犹不及”效应。

关键词 工作时间，任务绩效，关系绩效，元分析

1 引言

近些年，驳斥“996”工作制的新闻报道屡见不鲜，随着市场竞争日趋激烈，不乏企业通过高压管理方式迫使员工在完成正常职责后继续加班加点。2021 年 8 月，人力资源社会保障部和最高人民法院联合发布案例，明确指出“996”等超时加班现象的违法性。然而，据国家统计局所发布的国民经济运行情况数据显示，截至目前，全国企业就业人员平均每周工作时间仍高出法定工时最高标准（44 小时 / 周）3 至 5 小时。那么，一味延长工时，就能促进工作绩效持续提升吗？理论上，基于“工作产出=工作生产率×工作时间”的前提假设，在工作生产率不变的情况下，随着工作时间延长，工作绩效确实会持续提升（赵燕梅，张正堂，2016），但在实践中，用人单位雇佣的不是冷冰冰的机器，而是具有主观能动性的员工。一旦员工随着工作时间延长，身心俱疲，主动降低工作投入，导致工作生产率持续降低，甚

收稿日期：2021-11-14

*国家社会科学基金项目（19CGL026）资助

通讯作者：程延园，E-mail：chengyy@ ruc.edu.cn

至为负时，一味延长工时可能不仅不能推进工作绩效持续提升，反而会致使员工休息权益和工作绩效“双输”，与我国当下高质量发展背景下所倡导的高效、可持续发展理念（张军扩等, 2019）相悖离。由此，亟需厘清工作时间与工作绩效之间的关系，明晰工作时间对工作绩效产生负向影响的警戒线和内在机理。

然而，纵观已有研究可以发现，尽管工作时间是工作绩效的直接影响因素，却少有研究对二者之间的关系效应及内在机制进行系统的实证剖析。具体而言，现有研究主要以质性分析方式对长工时的绩效效应进行批判和政策建议，或者以工作时间为控制变量，对二者之间的关系进行简单描述和相关分析，不仅较少基于一定的理论基础对二者之间的关系机制进行深入剖析，而且在二者之间究竟呈现正相关（Parent-Lamarche et al., 2020; Van de Brake et al., 2020; Yeh et al., 2020），还是负相关（Du et al., 2018; Nguyen & Giang, 2020; Webster et al., 2019），以及相关性高低上尚未达成统一观点。因此，已有研究尽管为理解二者之间的关系奠定了一定基础，却难以为深入厘清二者之间的关系效应及内在机制提供科学有效的理论逻辑和实证依据。由此，有必要在理论分析框架的指导下，基于元分析法整合已有研究，从而更为系统深入地考察工作时间与工作绩效的关系效应。

此外，已有研究除探讨成就动机、组织信任感等个体特征对工作时间与工作绩效关系的调节作用外（Ko & Choi, 2019；Lu et al., 2020），较少探讨二者之间的其他边界条件。然而，已有工作时间与工作绩效的关系研究较为分散，不仅嵌套在不同国家类型和产业类型中，而且在样本平均年龄、性别比例、高学历比例等人口统计学特征上存在较大差异，而这些不同的研究背景和样本特征可能是导致已有研究结果存在异质性的重要原因。由此，有待于通过元分析整合已有研究特征，从宏观、中观、微观三个层面，探讨国家类型、产业类型和人口统计学特征对于工作时间与工作绩效关系的调节作用，从而拓展二者关系间边界条件的研究内容和研究层面。

最后，已有研究较多从线性视角关注二者之间的关系效应，或者从生理资源视角阐释工作时间对工作绩效的负面影响（Flinn & Armstrong, 2011）。然而基于自我控制资源有限理论可知，员工在工作过程中也不得不消耗心理层面上的自我控制资源来管控自我行为，以符合组织规范和工作要求（Lian et al., 2017）。进一步，鉴于自我控制资源在短期消耗情况下可以尽快恢复，在长期消耗情况下一般难以恢复（Baumeister et al., 2000），因此，当工作时间在适度范围内时，员工可能不会轻易陷入自我损耗状态，可以保持较为稳定的工作生产率，进而导致工作绩效随着工作时间延长而提升，然而一旦工作时间超过某一临界点，导致员工长期消耗的自我控制资源难以恢复时，员工就可能陷入自我损耗状态，进而造成后续工

作生产率持续下降，甚至为负，此后，工作绩效将难以随着工作时间延长而继续提升，反而呈现出逐渐降低的变化趋势。故有必要通过元分析法整合工作时间与工作绩效的相关研究，探讨二者之间的倒 U 型关系效应，挖掘二者之间倒 U 型关系的临界点，进而揭示二者之间的关系效应随工作时间延长而产生的由正及负的非线性变化规律。

综上，为深入揭示与刻画工作时间与工作绩效的非线性关系全貌，本文将基于自我控制资源有限理论构建工作时间与工作绩效间倒 U 型关系的理论分析框架，进而在此基础上通过元分析法整合工作时间和工作绩效的相关研究，从非线性视角探究工作时间与工作绩效的倒 U 型关系效应，从宏观、中观、微观层面探讨国家类型、产业类型以及人口统计学特征对二者之间倒 U 型关系的调节效应。

2 文献综述与研究假设

2.1 工作时间的概念与测量

工作时间的概念界定主要可以划分为劳动法律和组织管理两种研究视角：在劳动法律上，工作时间指达到法定年龄且具有劳动能力的劳动者，依据劳动合同的规定从事合法劳动和履行劳动义务的时间（黎建飞, 2007）；在组织管理上，工作时间指员工按照组织要求所付出的一系列与工作行为相关的时间（Iwasaki et al., 2006）。此外，也有研究从工作场合和工作内容两方面对工作时间进行了更为具体的定义，认为工作时间既包括员工在工作单位所花费的时间，也包括员工在其他场所所付出的与工作任务相关的时间（Lu et al., 2020）。本文主要基于组织管理视角对工作时间进行概念界定，将工作时间视为员工在所有场合中所付出的与工作任务相关的总体时间。在测量内容上，鉴于已有研究对工作时间的测量较为统一，主要通过员工自我报告的方式测量员工平均每周所付出的工作时间（Nohe et al., 2014; Zhang & Seo, 2018），因此，本文以平均每周工作时间作为工作时间的测量指标，将平均每周工作时长、周均工作时长等表述编码为工作时间。

2.2 工作绩效的概念与测量

工作绩效的概念界定主要可以划分为结果、行为和综合观三种研究视角。早期研究主要从结果视角将工作绩效定义为员工在本职工作任务数量、质量和目标达成度上完成的情况（Berdardin & Beatty, 1984）。之后，有研究认为仅仅关注结果可能难以全面评估个体所付出的工作努力，应当从行为视角对工作绩效进行概念界定，例如 Williams & Anderson（1991）将工作绩效划分为任务绩效和关系绩效，其中，任务绩效指与工作说明书中职责要求直接相关的工作行为；关系绩效指非职责内要求，但员工自愿做出的有助于组织绩效的角色外行为。

最后，也有研究从综合观视角认为应当将与工作目标实现相关的行为或结果均纳入工作绩效（Paul & Jane, 2004）。本文主要从综合观视角测量工作绩效，在测量内容上，参照已有研究（Rudolph et al., 2018; Young et al., 2021），以任务绩效和关系绩效作为测量指标，将角色内绩效、主客观绩效等编码为任务绩效，将角色外绩效、周边绩效等编码为关系绩效。

2.3 工作时间与工作绩效的倒 U 型关系

自我控制资源有限理论指出个体执行任何类型的自我控制（认知控制 / 情感控制 / 行为控制）都需要消耗自我控制资源，并且该资源有限，一旦消耗过多，就会导致个体陷入自我损耗状态，从而难以成功执行之后的自我控制行为（Baumeister et al., 2007）。但是进一步，鉴于自我控制资源在短期损耗情况下可以通过休息而恢复（Tyler & Burns, 2008），在长期损耗情况下会因难以恢复而呈现持续不足（Diestel & Schmidt, 2011），因此，个体在短期自我控制行为情境下，不易陷入自我损耗状态，在长期自我控制行为情境下，可能更易陷入较强的自我损耗状态，从而导致后续自我控制行为失败。

基于自我控制资源有限理论，由于员工在工作过程中不得不克服本能冲动或习惯性反应，以使自我行为更符合组织规范或工作要求（Clinton et al., 2020），所以随着工作时间增加，员工也不得不消耗越来越多的自我控制资源对自我行为进行管控。进一步，鉴于工作时间较短时，员工可以通过睡眠或工间微休息等途径重获自我控制资源，更不易陷入自我损耗状态，因此，当工作时间在短期适度范围内时，员工可以按照组织要求成功执行自我控制，向组织提供有效劳动供给，随着工作时间延长，工作绩效也会不断提升。但是，一旦工作时间上升至某一临界点后，员工就会由于长期持续投入自我控制资源而陷入自我损耗状态，进而导致后续自我控制行为失败，不仅难以按照组织要求在单位时间内提供有效劳动供给，而且可能出现怠工、不按规定流程操作、甚至蓄意破坏组织效益的反生产行为等，致使工作生产率降低为零，甚至为负，此时，随着工作时间继续增加，工作绩效不仅难以增长，反而会呈现出逐渐降低的变化趋势。故综上，可以提出如下假设：

假设 1：工作时间与工作绩效（a.任务绩效、b.关系绩效）之间存在倒 U 型关系，临界点之前，二者之间存在正向关系，临界点之后，二者之间存在负向关系。

2.4 国家地域的调节作用

已有研究指出在中西方不同国家情境下，员工从事长工时的动机和原因往往存在差异。例如在西方欧美国家劳动市场中，劳动法律一般对加班加点具有严格限制，且劳动者维权意识较强，往往具有加班选择权（Lowisch, 2003），而与之不同的是，在中国劳动市场中，由于劳动法律规制和执行欠缺完善，部分地区存在选择性执法，劳动者维权意识相对薄弱等原

因（程延园 等, 2016），所以除国企、外企等部分企业外，多数企业在工时方面尚未形成劳动关系合规化管理，往往采用高压管理方式迫使员工被动加班，甚至无偿加班（王欣, 杨河清, 2016）。由此，相对于西方欧美国家，在中国职场情境中，员工更易随着工作时间延长而产生抱怨与不满，与此同时也需要消耗更多自我控制资源处理内心的认知失调，加速自我损耗状态产生，导致工作时间与工作绩效倒 U 型关系的临界点更快到来，且倒 U 型临界点后二者之间的负向关系效应更强。故综上，可以提出如下假设：

假设 2：国家地域显著调节工作时间与工作绩效（a.任务绩效、b.关系绩效）之间的倒 U 型关系，相对于西方欧美国家，在中国情境下，该倒 U 型关系效应更强。

2.5 产业类型的调节作用

已有研究根据生产流程对不同生产要素的依赖程度，将产业类型划分为劳动密集型、资本密集型和知识技术密集型三种类型，与劳动、资本密集型产业主要以廉价劳动力或资本为核心生产要素不同，知识技术密集型产业追求高质量创新，以高新知识技术为核心生产要素（Muller & Doloreux, 2009）。相应地，这也导致不同产业类型背景下，工作流程和工作内容的复杂性与自主性有所差异，进而可能造成工作时间与工作绩效的倒 U 型关系效应存在产业异质性。第一，在工作复杂性上，相对于劳动、资本密集型产业对高新技术知识的依赖性较低，工作过程相对常规化而言，知识技术密集型产业中知识技术更新迭代较快，工作内容也更为复杂精细（Mudambi, 2008），需要员工对大量知识信息进行深度分析和整合加工。也正因如此，知识技术密集型产业员工往往需要在工作中消耗更多的自我控制资源执行认知控制和意志控制，从而更易随着工作时间延长而陷入自我损耗状态，导致工作时间与工作绩效倒 U 型关系的临界点提前到来。第二，在工作自主性上，相对于劳动、资本密集型产业中，员工一般按照工作分工进行标准化操作，工作流程相对容易去技术化和被监控而言（储德银, 刘文龙, 2021; Jones, 1982），在知识技术密集型产业中，员工主要从事复杂无形的脑力劳动，相应地，知识技术难以与劳动者剥离，工作过程也更不易被监控（Afsar et al., 2017）。因此，一旦员工随着工作时间延长陷入自我损耗状态，知识密集型产业员工可能更易做出负面工作行为，而劳动、资本密集型产业员工可能会考虑到外部监控的风险成本而抑制负面工作行为的产生。故综合以上两点原因，相对于劳动、资本密集型产业，在知识技术密集型产业中，随着工作时间延长，员工不仅更容易陷入自我损耗状态，导致工作时间与工作绩效倒 U 型关系的临界点更快到来，而且更易在自我损耗状态下做出负面工作行为，导致倒 U 型临界点后，工作时间对工作绩效产生更强的负面影响。故综上，可提出如下假设：

假设 3：产业类型显著调节工作时间与工作绩效（a.任务绩效、b.关系绩效）的倒 U 型

关系，相对于劳动、资本密集型产业，在知识密集型产业中，该倒 U 型关系更强。

2.6 人口统计学特征的调节作用

已有研究指出个体随着年龄增加不仅会积累越来越多的工作经验，而且会在冲动性和风险决策上产生变化（Henninger et al., 2010）。相对于年轻人工作经验较少，可能会不计后果地做出风险性决策和冲动性行为而言，年长者随着思想成熟与阅历增加，不仅会减少注意冲动、行为冲动以及非计划性等冲动性表现，而且会倾向于做出风险规避性行为，在思虑周全后再做出行为决策（Rolison et al., 2012；喻婧 等, 2019）。由此，当工作时间延长至员工精力极限，令员工陷入自我损耗状态后，年长员工可能会考虑到负面工作行为所带来的工作风险，而克制自我损耗反应对负面工作行为的驱动，进而延迟工作时间与工作绩效间倒 U 型关系临界点的到来，减缓倒 U 型临界点后工作时间对工作绩效的负向影响；反之，年轻员工可能更易在自我损耗状态驱动下做出不利于组织利益的负面工作行为，促使倒 U 型临界点后工作时间对工作绩效产生更强的负向影响。故综上，可以提出如下假设：

假设 4：年龄显著调节工作时间与工作绩效（a.任务绩效、b.关系绩效）的倒 U 型关系，随着年龄水平的提升，该倒 U 型关系效应逐渐减弱。

已有研究指出个体在压力应对策略和攻击行为倾向方面存在性别差异（Eagly & Steffen, 1986）。当个体面对压力或冲突情境时，男性倾向于选择攻击性应对策略，而女性则更倾向于选择回避和亲社会应对策略，尽量与外界保持相对和谐的关系（Rose & Asher., 1999；张炼, 张进辅, 2003）。由此，当工作时间延长至员工精力极限，令员工陷入自我损耗状态后，女性员工可能会考虑到负面工作行为可能导致的风险冲突而克制自我损耗反应驱动，降低负面工作行为产生的可能性，延迟工作时间与工作绩效之间倒 U 型关系临界点的到来，减缓倒 U 型临界点后工作时间对工作绩效的负面影响。反之，男性员工则更易受到自我损耗状态驱动下负面情感和生理反应的影响，做出反生产行为等负面绩效行为，进而促使倒 U 型临界点后工作时间对工作绩效产生更强的负面影响。故综上，可以提出如下假设：

假设 5：性别显著调节工作时间与工作绩效（a.任务绩效、b.关系绩效）的倒 U 型关系，随着男性比例的提升，倒 U 型关系效应逐渐增强。

已有研究指出受教育程度对员工的工作时间偏好具有显著影响（李欣先, 朱志胜, 2017）。具体而言，高学历员工往往就业于一级劳动力市场，薪酬待遇水平相对较高，无需依赖于长工作时间换取必需的经济收入，一般更倾向于较短的工作时间以获得工作和家庭生活的平衡；而低学历员工大多就业于二级劳动力市场，平均工资水平相对较低，往往更倾向于依靠长工时换取更多的经济收入（孙中伟, 黄婧玮, 2021）。由此，低学历员工面对长工时可能会产

生更少的抵触情绪，即使陷入自我损耗状态，也会抑制内心的负面反应冲动，继续按照组织要求完成工作以获取更多的经济收入，从而导致工作时间与工作绩效之间倒 U 型关系的临界点延迟到来，减缓临界点后工作时间对工作绩效的负面影响。反之，高学历员工面对长工时可能会更不情愿，进而强化内心的认知失调和自我损耗程度，导致工作时间与工作绩效间倒 U 型关系的临界点更快到来，促使倒 U 型临界点后工作时间对工作绩效产生更强的负面影响。故综上，可以提出如下假设：

假设 6：学历显著调节工作时间与工作绩效（a.任务绩效、b.关系绩效）之间的倒 U 型关系，随着高学历比例的提升，倒 U 型关系效应逐渐增强。

本文的理论模型如图 1 所示。

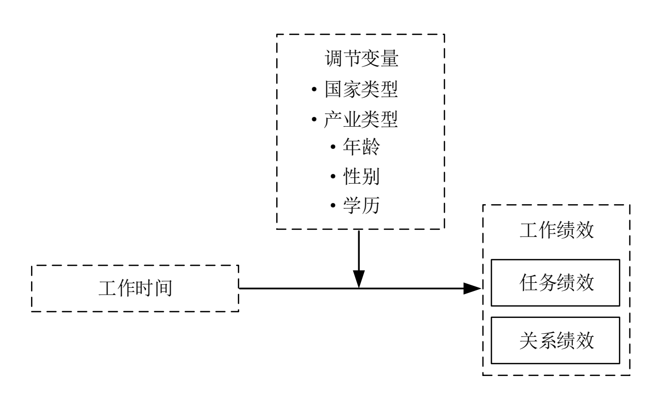


图 1 理论模型

3 研究方法

3.1 文献检索与筛选

本文在中文和外文数据库中全面检索了工作时间与工作绩效关系的实证文献。其中，中文数据库包括知网、维普、万方数据库等，外文数据库包括 Web of Science、Wiley、Proquest、EBSCO-Academic Search Premier、Science Direct 等。此外，鉴于工作时间可能以核心自变量，也可能以控制变量的方式出现在文献中，因此本文在检索过程中对于“工作时间”“工作时长”“working time”“working hours”“work time”“work hours”“hours employed”“job hours”“hours worked”进行了全文检索（中国知网、万方数据库）或所有字段（维普和其他外文数据库）检索，对于“员工绩效”“个体绩效”“工作绩效”“任务绩效”“关系绩效”“周边绩效”“角色内绩效”“角色外绩效”“employee performance”“staff performance”“job performance”“task performance”“role performance”“in-role performance”“context Performance”“contextual Performance”“relation Performance”“relationship Performance”“out-role performance”“periphery Performance”“organizational citizenship behavior”进行

了篇名和关键词检索。最后，本文还对管理学和心理学领域国内外重要期刊进行了再次检索，收录可能遗失的文献，并采用文献回溯法，从参考文献目录中再次检索以查漏补缺。文献检索时间范围为各数据库初始起录年至 2022 年 5 月。

文献筛选标准如下：（1）文献必须是实证研究，不包含文献综述、理论、访谈类等定性分析研究；（2）文献必须包括对工作时间和工作绩效测量的完整信息，并报告了工作时间与工作绩效之间的相关系数或是能转化成相关系数的 *d* 值、*F* 值、*t* 值、 x^2 值等；（3）研究在组织情境下展开；（4）研究明确报告样本量大小；（5）研究分析单位是个体；（6）每个独立样本对应一个效应值，对于包含多个独立样本的同一篇文献，对各独立样本分别编码。经筛选，最终有 42 篇文献被编码至元分析中，共包括 64 个效应值，其中，中文文献 22 篇，英文文献 20 篇；公开发表的期刊论文 23 篇，未公开发表的学位论文等 19 篇，总样本量为 22843。文献筛选流程如图 2 所示。

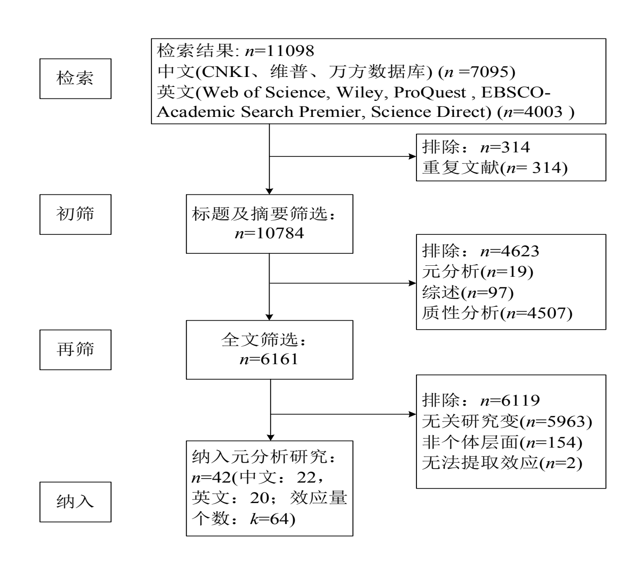


图 2 文献筛选流程图

3.2 文献编码

遵循 Lipsey 和 Wilson（2001）推荐的步骤对纳入元分析的文献进行编码。其中，样本特征性描述编码条目包括作者、发表年份、期刊来源、样本量、测量工具、被试的人口统计学特征（平均年龄、男性比例、本科及以上比例），被试所处的国家类型、产业类型等背景信息等，其中，国家类型包括两个类别，分别是中国和西方欧美国家（例如美国、德国），产业类型包括两个类别，分别是劳动、资本密集型产业（例如服务、建筑行业）和知识技术密集型产业（例如教育、医疗行业）；效应值统计性描述编码指以自变量与因变量为中心的一组统计数据（如信度系数 α 值、相关系数 *r* 值，以及能转换为 *r* 值的 *d* 值、*F* 值、*t* 值等）。在变量编码过程中，将平均每周工作时长、周均工作时长等表述编码为工作时间；将角色内

绩效、主客观绩效等表述编码为因变量任务绩效；将组织公民行为、角色外绩效、周边绩效等表述编码为关系绩效。文献编码工作由两名具有博士学位的管理学领域研究者，参照统一的编码标准同时独立编码，初步编码一致条目占总编码条目的比例为 93.75%，对于编码不一致的研究条目，通过回溯和研读文献全文，以及进一步讨论的方式达成共识。

3.3 统计分析

3.3.1 效应值转换

以相关系数 r 作为效应量整合自变量与因变量之间的关系，对于一些没有直接报告相关系数 r 值，而是报告了 d 值、F 值、T 值以及 x^2 值的文献，采用以下公式将其转化为 r 值：$r=\frac{d}{\sqrt{d^2+\frac{(n_e+n_c)}{n_e n_c}^2}}$；$r=\sqrt{\frac{t^2}{t^2+df}}$；$r=\sqrt{\frac{F}{F+df_e}}$；$r=\sqrt{\frac{\chi^2}{\chi^2+N}}$。此外，为避免主观评价测量误差导致的衰减偏差，对文献中原始样本的相关系数 r 进行测量误差的校正，将其转化为变量间真实的相关系数 ρ。具体转化公式为：$\rho=\frac{r}{\sqrt{\alpha_x\alpha_y}}$，其中，$\rho$ 表示经测量误差修正后的真实相关系数，r 表示文献中原始样本的相关系数，α_x和α_y分别为自变量 x 和因变量 y 的 α 信度系数，对于客观工作时间或工作绩效而言，其信度系数用 1 代替。

3.3.2 发表偏差检验

通过漏斗图（funnel plot）、Egger's 回归系数检验法、Begg 秩相关检验法对纳入元分析的文献研究进行发表偏差检验。漏斗图是通过定性观察散点图的形式来检验发表偏差的直观方法，良好的元分析文献集可以得到对称的倒漏斗效应值分布（Rothstein et al., 2006）。Egger's 回归系数检验或 Begg 秩相关检验是通过定量指标检验发表偏差的统计方法，当 Egger's 回归方程截距项或秩相关系数 p 值不显著时，则可判断为发表偏差不显著（Egger et al., 1997），反之，则可能存在发表偏差。此外，鉴于研究者可能会为了增加出版可能性而做出终止数据收集、筛选变量等 p 值操纵（p-hacking）行为，导致发表偏差，因此本文还采用 p-curve 技术（在网站 http://www.p-curve.com/计算完成）进行了发表偏差检验。p-curve 检验法主要通过分析已发表的研究中 p 值的分布情况鉴别是否存在出版偏差，如果所得到的 p 曲线呈现显著右偏态，即 p 值在 0~0.025 的数量远超过 p 值在 0.025~0.050 的数量，则可以认为不存在显著的出版偏差问题（Vogel & Homberg, 2021）。

3.3.3 异质性检验

通过 Q 统计量及 I^2 统计量检验分析各效应值之间的异质性。其中 Q 统计量是效应值的加权离差平方和，如果 Q 统计量所对应的 p 值显著，则可以判定不同研究的效应值之间存在显著差异。I^2 主要反映效应值的组间变异程度在总变异程度中所占的比例，基于 25%、50%、

75%所对应的低、中、高异质性标准（Higgins & Thompson, 2002），可以对不同研究效应值间的异质性进行评估，I^2 值越接近 100%，说明不同研究效应值间的异质性程度越高。进一步，高异质性检验结果说明需要探究变量之间关系的调节变量，同时也为分析模型的选择提供了依据，即如果不同研究效应值之间具有较高的异质性，则应当采用随机效应模型估计元分析结果，反之，则应当采用固定效应模型估计元分析结果。

3.3.4 分析程序

采用 R 软件（4.2.0）的 metafor 程序包进行异质性检验、发表偏差检验、主效应及调节效应检验（Viechtbauer, 2010）。在检验工作时间与工作绩效的倒 U 型关系效应时，参照已有研究(Kooij et al., 2018; Zhao et al., 2021)，使用加权最小二乘法（weighted least squared），以工作时间为自变量、工作时间与工作绩效的真实相关系数 ρ 为因变量进行元回归分析（meta-regression），如果元回归系数显著为负，就意味着工作时间与工作绩效之间的关系效应值随着工作时间增加而逐渐降低，进一步，将每个独立实证研究的相关系数进行 Fisher's Z 转换（Z=0.5×ln（$\frac{1+\rho}{1-\rho}$）），计算转换后 Z 值的加权均值后再进行反转换，得到工作时间与工作绩效之间的总体相关系数，如果总体相关系数的 95%置信区间包含 0，就意味着工作时间与工作绩效之间呈完整的倒 U 型关系。此外，在检验人口统计学特征（年龄、性别、学历）、产业类型和国家类型对工作时间与工作绩效倒 U 型关系的调节作用时，参照已有研究（Sturman, 2003），以工作时间和工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的关系效应值为结果变量，以自变量（工作时间）、调节变量（年龄、性别、学历、产业类型、国家类型）、以及自变量和调节变量的交互项为预测变量构建元回归方程，如果自变量和调节变量的交互项系数显著，则意味着调节效应显著，进一步通过亚组分析，阐释显著调节效应的具体形式。

4 研究结果

4.1 发表偏差检验

从漏斗图检验结果来看，工作时间与任务绩效、关系绩效的研究文献均基本均匀分布于平均效应量两侧，说明元分析所纳入文献存在出版偏差的可能性较小。从 Egger's 回归系数检验或 Begg 秩相关检验结果看，如表 1 所示，工作时间与任务绩效、关系绩效研究的 Egger's 回归系数检验、Begg 秩相关检验均不显著，说明相关研究不存在发表偏差。此外，从 p-curve 检验结果看，工作时间与任务绩效、关系绩效研究的 p 曲线均呈右偏态分布，进一步分析发现，工作时间与任务绩效关系研究结果显著的 10 个效应值（Z=–4.94, p=0.000），工作时间与关系绩效关系研究结果显著的 7 个效应值（Z=–6.31, p=0.000）具有证据意义。

表 1 出版偏倚检测结果

结果变量	*k*	*Egger* 检验			*Begg* 检验	
		Intercept	*t*	95%CI	*Z*	*p*
任务绩效	39	–1.31	–1.90	[–2.71, 0.09]	–0.73	0.468
关系绩效	25	–2.87	–2.06	[–5.75, 0.01]	–0.09	0.925

4.2 异质性检验

Q 检验结果显示工作时间与任务绩效（Q=126.81，p=0.000）、关系绩效（Q=128.10，p=0.000）关系效应值的异质性显著。此外，工作时间与任务绩效、关系绩效关系效应值的 I^2 统计量为 70.03％、81.26％，同样表明各研究效应值间存在较高程度的异质性，故研究适合选用随机效应模型估计元分析结果，并需要进一步探讨这些研究变量关系间的调节效应。

4.3 主效应检验

第一，检验工作时间与任务绩效之间的倒 U 型关系。以工作时间与任务绩效的关系效应值为因变量，以工作时间为自变量进行元回归分析，结果显示元回归截距项显著为正（*Intercept*=0.24，95%CI = [0.15，0.32]），元回归系数显著为负（β=–0.01，95%CI = [–0.01，–0.00]），表明工作时间与任务绩效的关系效应值一开始为正，之后随着工作时间延长会逐渐减弱。然后，采用 Hedges 和 Olkin（1985）随机效应模型整合策略计算工作时间与任务绩效的总体相关系数，结果显示总体相关系数为 0.01，95%的置信区间为[–0.02，0.04]，均包含 0，说明总体相关系数不显著，工作时间与任务绩效之间均具有完整的倒 U 型关系。具体而言，如图 3 所示，随着工作时间增加，工作时间与任务绩效的关系效应值呈现出“正→零→负”的变化趋势，即工作时间与任务绩效的关系效应值一开始为正，之后随着工作时间的增加会逐渐减弱，在工作时间为 44.43 小时／周时趋近于零，此后，工作时间与任务绩效的关系效应值开始为负，且该负向效应随着工作时间增加而持续强化，再次说明工作时间与任务绩效之间存在完整的倒 U 型关系。故假设 1a 成立。

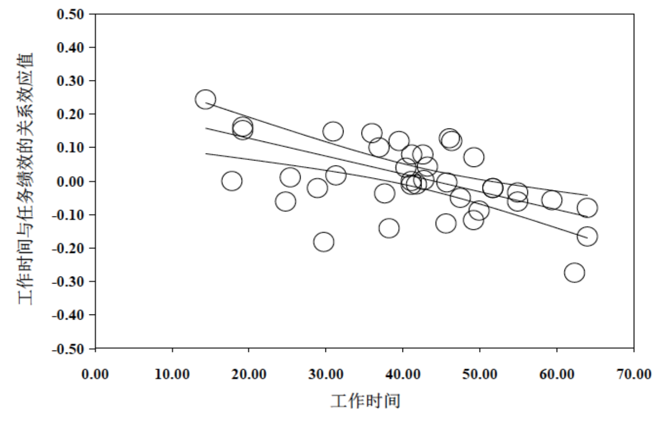


图 3 工作时间与任务绩效效应值关系的散点图

第二，检验工作时间与关系绩效之间的倒 U 型关系。以工作时间与关系绩效之间的关系效应值为因变量，以工作时间为自变量进行元回归分析，结果显示元回归截距项显著为正（*Intercept*=0.28，95%CI = [0.12，0.44]），元回归系数显著为负（β=-0.01，95%CI = [-0.01，-0.00]），表明工作时间与关系绩效的关系效应值一开始为正，之后随着工作时间延长会逐渐减弱。进一步，鉴于工作时间与关系绩效的总体相关系数为 0.04，95%的置信区间为[-0.02，0.10]，包含 0，说明总体相关系数均不显著，工作时间与关系绩效之间均具有完整的倒 U 型关系。具体而言，如图 4 所示，工作时间与关系绩效的关系效应值一开始为正，之后随着工作时长增加会逐渐减弱，在工作时间为 47.88 / 周时趋近于零，此后，二者之间的关系效应值开始为负，且随着工作时间增加而持续强化，再次说明工作时间与关系绩效之间存在完整的倒 U 型关系。故假设 1b 成立。

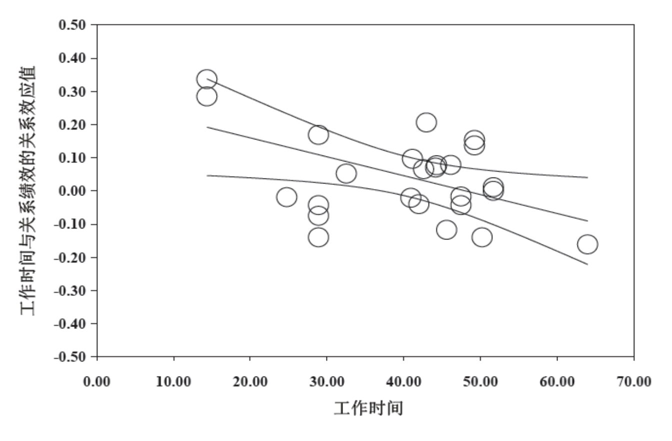


图 4 工作时间与关系绩效效应值关系的散点图

4.4 调节效应检验

第一，检验国家类型的调节效应。如表 2 所示，以工作时间和工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的关系效应值为结果变量，以工作时间、国家类型、工作时间和国家类型的交互项为预测变量进行元回归分析。结果显示工作时间与国家类型的交互项对工作时间与工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）关系效应值的影响效应均显著（β=0.01，p=0.095；β=0.02，p=0.000）。进一步，按照国家地域类型分组进行亚组分析。结果显示在中国情境下，以工作时间和工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的关系效应值为因变量，以工作时间为预测变量进行元回归分析时，元回归截距项均显著为正（*Intercept*=0.34，95%CI = [0.20，0.48]；*Intercept*=0.44，95%CI = [0.31，0.57]），元回归系数均显著为负（β=-0.01，95%CI = [-0.01，-0.00]；β=-0.01，95%CI = [-0.01，-0.01]），表明工作时间与工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的关系效应值一开始为正，随着工作时间延长，关系效应值逐渐减弱。进一步，鉴于工作时间与工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的总体相关系数分别为-0.01、0.06，95%的置信区间分别为[-0.05，0.03]、

[–0.02，0.13]，均包含 0，总体相关系数不显著，因此，工作时间与任务绩效、关系绩效间具有完整的倒 U 型。具体而言，如图 5 和图 6 中实线所示，随着工作时间增加，工作时间与任务绩效、关系绩效的关系效应值呈现出“正→零→负”这一变化趋势，再次验证了工作时间与任务绩效、关系绩效之间的倒 U 型关系，并且通过计算可以得出工作时间与任务绩效、关系绩效之间倒 U 型关系的临界值分别为 46.19 小时/周、49.29 小时/周。但是在欧美国家情境下，以工作时间和工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的关系效应值为因变量，以工作时间作为预测变量进行元回归分析时，结果显示，元回归系数均不显著（β=–0.00，95%CI = [–0.01，0.00]；β=0.01，95%CI = [–0.00，0.02]），工作时间与任务绩效的总体线性相关系数为 0.05，95%的置信区间为[0.01，0.09]，不包含 0，工作时间与关系绩效的总体相关系数为 0.03，95%的置信区间为[–0.07，0.13]，包含 0，因此，在西方欧美国家情境下，工作时间与任务绩效的倒 U 型关系不显著，但呈现显著的线性正相关关系，而工作时间与关系绩效的倒 U 型关系、线性关系均不显著。故假设 2a、假设 2b 均成立。

表 2 国家类型的调节效应

变量	任务绩效		关系绩效	
	beta	*p*	*beta*	*p*
工作时间	–0.01***	0.000	–0.01***	0.001
国家类型	–0.01	0.725	0.00	0.962
工作时间×国家类型	0.01^{+}	0.095	0.02***	0.000
常数项	0.04*	0.040	0.09***	0.000

注：*** p<0.001，** p<0.01，*p<0.05，$^{+}$p<0.10

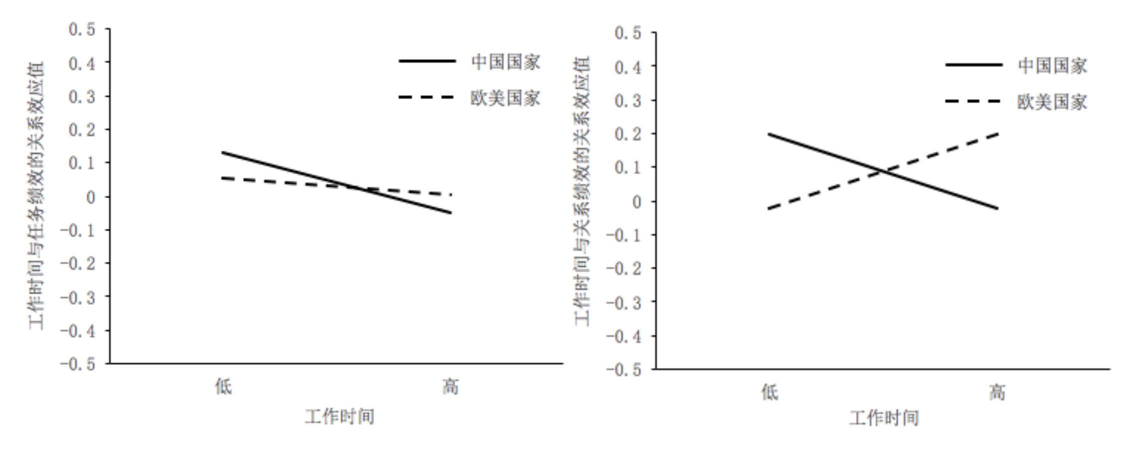


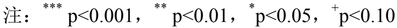
图 5 国家类型对工作时间与任务绩效关系的调节　　图 6 国家类型对工作时间与关系绩效关系的调节

第二，检验产业类型的调节效应。如表 3 所示，以工作时间和工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的关系效应值为结果变量，以工作时间、产业类型、工作时间和产业类型的交互项为预测变量进行元回归分析。结果显示：工作时间与产业类型的交互项对工作时间与任务绩效关系效应值的影响显著（β=–0.01，p=0.003），对工作时间与关系绩效关系效应值的影响

不显著（β=–0.01，p=0.445）。进一步，按照产业类型分组进行亚组分析，结果显示在知识技术密集型产业背景下，以工作时间和任务绩效的关系效应值为因变量，以工作时间作为预测变量进行元回归分析时，元回归截距项显著为正（*Intercept*=0.54，95%CI = [0.19，0.89]），元回归系数显著为负（β=–0.01，95%CI = [–0.02，–0.00]），表明工作时间与任务绩效的关系效应值一开始为正，但会随着工作时间延长逐渐减弱。进一步，鉴于工作时间与任务绩效的总体相关系数为 0.01，95%的置信区间为[–0.07，0.08]，包含 0，因此，工作时间与任务绩效间具有完整的倒 U 型关系。具体而言，如图 7 虚线所示，随着工作时间增加，工作时间与任务绩效的关系效应值呈现出“正→零→负”这一变化趋势，再次验证了工作时间与任务绩效的倒 U 型关系，且通过计算可以得出倒 U 型临界值为 44.61 小时/周。但在劳动、资本密集型产业中，元回归结果显示，元回归系数不显著（β=0.00，95%CI = [–0.01，0.01]），工作时间与任务绩效的总体相关系数为–0.04，95%的置信区间为[–0.09，0.01]，包含 0，即工作时间与任务绩效的倒 U 型关系和线性关系均不显著。故假设 3a 成立、假设 3b 不成立。

表 3 产业类型的调节效应

变量	任务绩效		关系绩效	
	beta	*p*	*beta*	*p*
工作时间	0.00	0.736	0.00	0.876
产业类型	0.08^{+}	0.054	0.08	0.323
工作时间×产业类型	$–0.01^{**}$	0.003	–0.01	0.445
常数项	–0.05	0.200	–0.00	0.969


注：*** p<0.001，** p<0.01，*p<0.05，$^{+}$p<0.10

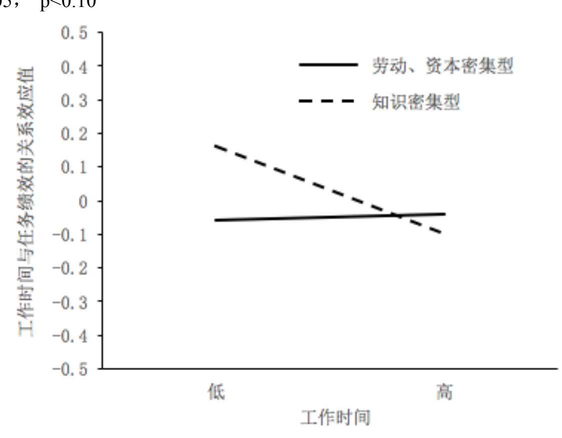


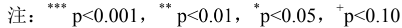
图 7 产业类型对工作时间与任务绩效关系的调节

第三，检验年龄的调节效应。如表 4 所示，以工作时间和工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的关系效应值为结果变量，以工作时间、平均年龄、工作时间和平均年龄的交互项为预测变量进行元回归分析。结果显示：工作时间与年龄的交互项对工作时间与任务绩效关系效应值的影响显著（β=0.00，p=0.083），对工作时间与关系绩效关系效应值的影响不显著（β=–

0.00，p=0.470）。进一步，按照年龄高低分组进行亚组分析，结果显示在年龄较低情况下，以工作时间和任务绩效的关系效应值为因变量，以工作时间作为预测变量进行元回归分析时，元回归截距项显著为正（*Intercept*=0.28，95%CI = [0.16，0.40]），元回归系数显著为负（β=–0.01，95%CI = [–0.01，–0.00]），表明工作时间与任务绩效的关系效应值一开始为正，但会随着工作时间延长逐渐减弱，进一步，鉴于工作时间与任务绩效的总体相关系数为–0.03，95%的置信区间为[–0.08，0.01]，包含 0，因此，工作时间与任务绩效之间具有完整的倒 U 型关系。具体而言，如图 8 实线所示，随着工作时间增加，工作时间与任务绩效的关系效应值呈现出“正→零→负”这一变化趋势，再次验证工作时间与任务绩效的倒 U 型关系，且通过计算可以得出倒 U 型临界值为 42.98 小时/周。但当平均年龄水平较高时，元回归结果显示，元回归系数不显著（β=–0.00，95%CI = [–0.01，0.00]），工作时间与任务绩效间的总体线性相关系数为 0.06，95%的置信区间为[0.02, 0.09]，不包含 0，即工作时间与任务绩效的倒 U 型关系不显著、线性正相关关系显著。故假设 4a 成立，假设 4b 不成立

表 4 年龄的调节效应

变量	任务绩效		关系绩效	
	beta	*p*	*beta*	*p*
工作时间	-0.00^{***}	0.000	-0.01^{**}	0.003
年龄	0.00	0.186	0.01	0.335
工作时间×年龄	0.00^{+}	0.083	–0.00	0.470
常数项	0.02^{+}	0.070	0.06^{*}	0.038


注：$^{***}p<0.001$，$^{**}p<0.01$，$^{*}p<0.05$，$^{+}p<0.10$

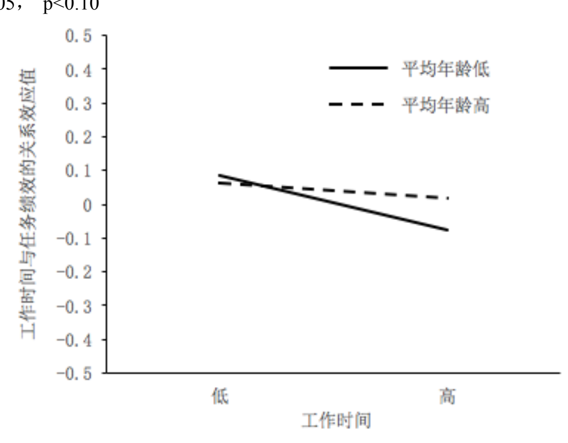


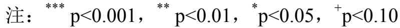
图 8 年龄对工作时间与任务绩效关系的调节

第四，检验性别的调节效应。如表 5 所示，以工作时间和工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的关系效应值为结果变量，以工作时间、男性比例、工作时间和男性比例的交互项为预测变量进行元回归分析。结果显示：工作时间与男性比例的交互项对工作时间与任务绩效关系效应值的影响不显著（β=0.00，p=0.827），对工作时间与关系绩效关系效应值的影响显

著（β=–0.04，p=0.022）。进一步，按照男性比例高低分组进行亚组分析，结果显示在高男性比例情况下，以工作时间和关系绩效的关系效应值为因变量，以工作时间作为预测变量进行元回归时，元回归截距项显著为正（*Intercept*=0.45，95%CI = [0.27，0.64]），元回归系数显著为负（β=–0.01，95%CI = [–0.01，–0.01]），表明工作时间与关系绩效的关系效应值一开始为正，但会随着工作时间延长逐渐减弱，进一步，鉴于工作时间与关系绩效的总体相关系数分别为 0.05，95%的置信区间分别为[–0.06，0.16]，包含 0，因此，工作时间与关系绩效之间具有完整的倒 U 型关系。具体而言，如图 9 虚线所示，随着工作时间增加，工作时间与关系绩效的关系效应值呈现出“正→零→负”这一变化趋势，再次验证了工作时间与关系绩效的倒 U 型关系，且通过计算可以得出倒 U 型临界值为 47.65 小时/周。但在低男性比例情况下，元回归结果显示，元回归系数不显著（β=0.00，95%CI = [–0.00，0.01]），工作时间与关系绩效的总体线性相关系数为 0.01，95%的置信区间为[–0.03，0.05]，包含 0，即工作时间与关系绩效的倒 U 型关系、线性关系均不显著。故假设 5a 不成立，假设 5b 成立

表 5 性别的调节效应

变量	任务绩效		关系绩效	
	beta	*p*	*beta*	*p*
工作时间	-0.01^{***}	0.000	-0.01^{***}	0.000
男性比例	-0.12^{+}	0.076	0.40^{**}	0.009
工作时间×男性比例	0.00	0.827	-0.04^{*}	0.022
常数项	0.01	0.339	0.07^{**}	0.007


注：*** p<0.001，** p<0.01，*p<0.05，$^{+}$p<0.10

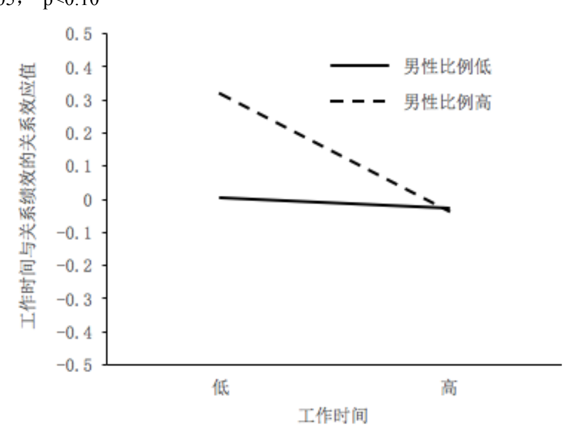


图 9 男性比例对工作时间与关系绩效关系的调节

第五，检验学历的调节效应。如表 6 所示，以工作时间和工作绩效（任务绩效 / 关系绩效）的关系效应值为结果变量，以工作时间、高学历比例、工作时间和高学历比例的交互项为预测变量进行元回归分析。结果显示：工作时间与高学历比例的交互项对工作时间与工作

绩效（任务绩效 / 关系绩效）关系效应值的影响均不显著（β=0.01，p=0.410；β=–0.02，p=0.199），故假设 6a、假设 6b 均不成立。

表 6 学历的调节效应

变量	任务绩效		关系绩效	
	beta	*p*	*beta*	*p*
工作时间	–0.01**	0.006	–0.02**	0.002
高学历比例	–0.01	0.913	0.40	0.146
工作时间×高学历比例	0.01	0.410	–0.02	0.199
常数项	0.04+	0.051	0.15**	0.007

注：*** p<0.001，** p<0.01，* p<0.05，+ p<0.10

5 讨论

5.1 研究结果

本文从非线性视角，基于自我控制资源有限理论，采用元分析方法探讨了工作时间与工作绩效之间的倒 U 型关系效应及其边界条件。结果发现：（1）工作时间与任务绩效之间存在显著的倒 U 型关系效应，即在倒 U 型临界点之前，工作时间与任务绩效存在正向关系，之后，则存在负向关系；（2）工作时间与关系绩效之间存在显著的倒 U 型关系效应，即在倒 U 型临界点之前，工作时间与关系绩效存在正向关系，之后，则存在负向关系；（3）国家类型的调节效应显著：相对于西方欧美国家，在中国背景下工作时间与任务绩效、关系绩效的倒 U 型关系效应更为显著；（4）产业类型的调节效应显著：相对于劳动、资本密集型产业，在知识密集型产业中工作时间与任务绩效的倒 U 型关系效应更为显著；（5）年龄的调节效应显著：相对于高年龄水平，工作时间与任务绩效的倒 U 型关系在低年龄水平群体中更为显著；（6）性别的调节效应显著：相对于低男性比例，工作时间与关系绩效的倒 U 型关系在高男性比例群体中更为显著。

5.2 理论意义

第一，整合已有研究，厘清工作时间与工作绩效之间的关系效应。已有研究不仅较多将工作时间作为工作绩效的控制变量进行探究，而且在工作时间与工作绩效的关系方向、关系显著性、以及关系效应值高低上也未达成相互一致的观点（Du et al., 2020; Yeh et al., 2020; Zhang & Seo, 2018）。而本文通过元分析整合已有各项研究，不仅降低了单一研究存在的抽样局限和测量误差（Harari et al., 2020），对二者之间关系的真实效应值进行了更为稳定、可靠的效应估计，而且也通过对比二者之间的线性关系效应和倒 U 型关系效应，厘清了二者之间的关系规律，即工作时间与工作绩效间的线性关系效应不显著，动态倒 U 型关系效

应显著。同时，对于二者之间倒 U 型关系规律的揭示，也全面呈现了工作时间对工作绩效影响的双刃剑效应，有利于对已有异质性研究结果进行整合，即之所以已有研究呈现出正负不一致的关系结果，可能是因为二者之间存在动态复杂的倒 U 型关系，具体而言，二者之间究竟呈现正相关还是负相关取决于工作时间的取值范围，当工作时间范围在倒 U 型临界点之前时，二者之间呈现正相关，之后，则呈现负相关。

第二，深化工作时间与工作绩效关系的理论机制。已有研究较多将工作时间作为工作绩效的控制变量（Inness et al., 2010），对二者之间的关系进行表面描述和相关分析，即使有部分研究以工作时间为自变量进行分析，也主要从生理资源耗竭视角对二者之间的负向关系及内在机制进行阐释（Flinn & Armstrong, 2011; Shimizu et al., 2004）。而本文不仅以工作时间为核心自变量，揭示了工作时间与工作绩效间的倒 U 型关系和正负“双刃剑”关系效应，而且基于自我控制资源有限理论构建了理论分析框架，从心理资源层面对二者之间关系机制进行了深入阐释，丰富和补充了二者之间关系机制研究的理论基础和理论视角。

第三，拓展工作时间与工作绩效关系的边界条件。已有研究除探讨成就动机、组织信任感等个体特征在工作时间与工作绩效间的调节作用外（Ko & Choi, 2019；Lu et al., 2020），较少探讨二者之间的其他边界条件。而本文从宏观、中观和微观层面揭示了国家地域、产业类型、人口统计学特征（年龄、性别、学历）在工作时间与工作绩效倒 U 型关系间的调节效应。结果不仅为理解工作时间与工作绩效的倒 U 型关系，以及自我控制资源有限理论在该领域中的应用构建了更为明晰的边界框架，而且拓展了二者之间关系边界条件的研究层面和研究内容。最后，由于结果发现在不同国家、产业类型、平均年龄和男性比例的情况下，工作时间对工作绩效的倒 U 型影响效应存在显著差异，所以该调节效应的分析也为已有工作时间与工作绩效之间关系异质性的研究结果提供了另外一种阐释。

5.3 实践意义

尽管《劳动法》第三十六条明文规定“平均每周工作时间不超过 44 小时”，但在实践中仍然不乏用人单位违反劳动法律规定，导致“996”等加班文化盛行（聂伟, 风笑天, 2020）。而本文结果发现这种以牺牲员工休息权益为代价的工时并不一定能促进工作绩效，例如，工作时间在临界点（约 44.43 小时 / 周）之前可以促进任务绩效持续提升，之后反而会对任务绩效产生负面影响。因此，“平均每周工作时间不超过 44 小时”等劳动法规不仅在法律层面上具有强制性，而且在管理层面上具有一定合理性。企业应当深入理解和全面贯彻劳动法中的工时规定，警惕工作时间对工作绩效的“过犹不及”效应。此外，结果显示二者之间的

倒 U 型关系效应在西方欧美国家不显著，在中国更为显著。究其原因，可能与我国较多劳动者属于被动加班和无偿加班有关，对此，组织应当加强工时管理的合规性，促进组织高效运行。另外，结果发现相对于劳动、资本密集型产业，二者之间的倒 U 型关系效应在知识技术密集型产业中较强，然而，随着我国经济迈向高质量发展，知识技术密集型产业在经济结构中的地位越来越重要，由此，知识密集型产业中的高新技术企业应当尤为重视长工时可能导致的负面绩效效应，不断优化工时管理，促进绩效持续提升。最后，结果显示当被试平均年龄更低，男性比例更高时，二者之间的倒 U 型关系效应更为显著，对此，组织应当更为关注男性和年轻员工，警惕长工时制度对这些员工的工作绩效产生更强的负面影响。

5.4 研究局限及展望

本研究也存在一定不足，有待进一步完善：第一，元分析结果的稳定性和可靠性依赖于文献搜集的全面性，但是受限于语言、工具和能力，本文主要纳入了中英文文献，较少纳入其他语言的文献进行元分析，存在一定的文献选择偏差。未来研究应当尽可能地纳入更为全面的文献，提升元分析结果的信效度。第二，鉴于平均每日工作时间与任务绩效（k=11）、关系绩效（k=7）的相关研究较少，且难以提供足够的调节变量信息，因此本元分析并未纳入平均每日工作时间与工作绩效的关系研究。但是初步分析结果显示，平均每日工作时间与任务绩效、关系绩效之间也存在显著的倒 U 型关系，其中，倒 U 型关系临界点分别为 6.77 小时 / 日，8.32 小时 / 日。未来随着相关研究的不断积累，可以进一步探究平均每日工作时间与工作绩效之间的倒 U 型关系效应及其边界条件。第三，参照已有研究（Katz et al., 2019; Kooij et al., 2018; Zhao et al., 2021），本文以工作时间为自变量，工作时间与工作绩效的关系效应值为因变量进行元回归分析的方式，检验了工作时间与工作绩效之间的倒 U 型关系。但是，近年来也有研究指出应当基于自变量平方项与因变量的相关系数考察自变量与因变量之间的非线性关系（Mackey et al., 2020）。鉴于本文所纳入元分析的原始研究较少提供工作时间平方项与工作绩效的相关系数，因此，本文并未采用该方法对工作时间与工作绩效的倒 U 型关系进行检验。未来随着研究的不断积累，有待基于该方法对二者之间的倒 U 型关系再次检验，并对这两种检验方法进一步辨析，以增强研究方法和研究结果的严谨性与可靠性。第四，本文在元分析中所纳入的研究主要为横断面研究或相关研究，尚无法揭示工作时间与工作绩效之间的因果关系。未来可以通过纵向研究或实验研究等进一步明晰二者之间的因果关系。第五，本研究主要聚焦于从员工层面分析工作时间与工作绩效的关系效应。鉴于超时加班现象在当下职场中的普遍存在性，未来可以从团队或者组织层面探讨工作时间与工作绩

效之间的关系效应。第六，本文仅探究了国家地域、产业类型、年龄、性别和学历的调节效应，然而异质性检验结果显示各研究效应值间差异性较大，未来有待于从宏观、中观、微观层面挖掘更多调节变量，更为深入地揭示工作时间与工作绩效之间的关系全貌。

6 结论

本研究采用元分析法探讨了工作时间与工作绩效的关系效应。结果发现:（1）工作时间与任务绩效、关系绩效之间呈现显著倒 U 型关系；（2）国家类型的调节作用显著：相对于西方欧美国家，工作时间与任务绩效、关系绩效的倒 U 型关系在中国更为显著；（3）产业类型的调节作用显著：相对于劳动、资本密集型产业，工作时间与任务绩效的倒 U 型关系在知识密集型产业中更为显著；（4）年龄的调节作用显著：相对于高年龄水平，工作时间与任务绩效的倒 U 型关系在低年龄水平员工群体中更为显著；（5）性别的调节作用显著：相对于低男性比例，工作时间与关系绩效的倒 U 型关系在高男性比例员工群体中更为显著。

参考文献

注：带 * 的文献表示纳入元分析中的文献

*蔡淑华. (2012). *HG 公司劳务工的流动管理研究* (硕士学位论文). 华南理工大学, 广州.

程延园, 宋皓杰, 王甫希, 谢鹏鑫, 王畅, 尹奎. (2016). 劳动合同法实施后不同职工群体劳动权益保障差异变迁研究. *中国软科学*, *31*(5), 12–20.

储德银, 刘文龙. (2021). 政府创新补贴、企业文化与创新绩效. *经济管理*, *43*(2), 71–87.

*崔美惠. (2016). *心理弹性视角下工作压力对工作绩效的影响研究* (硕士学位论文). 哈尔滨工业大学.

*董加骥. (2009). *工作—家庭冲突对 IT 员工工作绩效影响研究——以组织支持感和自我效能感为中介变量的分析* (硕士学位论文). 浙江工业大学, 杭州.

*韩静. (2018). *临床医师工作绩效现状及其影响因素研究* (硕士学位论文). 遵义医科大学.

*韩璐. (2013). *社会支持对组织公民行为的影响研究* (硕士学位论文). 哈尔滨工业大学.

*韩雨莹. (2015). *中学教师工作家庭冲突对组织公民行为的影响：工作满意度和情绪耗竭的链式中介* (硕士学位论文). 南昌大学.

*黄翠龙. (2011). *基于社会网视角的农民工关系型求职与工作不安全感的影响效应研究* (硕士学位论文). 华南理工大学, 广州.

*黄惠燕. (2009). *建筑施工企业一线员工公平感与其绩效的关联研究* (硕士学位论文). 华南理工大学, 广州.

*兰增英. (2012). *福州市交通系统公务员职业压力与工作绩效关系研究* (硕士学位论文). 福建师范大学, 福州.

黎建飞. (2007). *劳动法和社会保障法*. 北京: 中国人民大学出版社.

*李敏, 黄翠龙. (2012). 心理契约对农民工工作绩效影响的实证研究. *管理学报*, *9*(4), 522–528.

李欣先, 朱志胜. (2017). 缩减工时还是维持原状——迈向高收入国家进程中的最优工时选择. *北京社会科学*, (5), 56–68.

*刘继红. (2012). *人力资源管理强度对主观支持感及工作结果影响的研究* (硕士学位论文). 华南理工大学, 广州.

聂伟, 风笑天. (2020). 996 在职青年的超时工作及社会心理后果研究——基于 CLDS 数据的实证分析. *中国青年研究*, *32*(5), 76–84.

*邱慕梦. (2016). *家庭支持型主管行为对员工工作绩效的影响及其作用机制研究* (硕士学位论文). 华中师范大学, 武汉.

*冉建林. (2008). *企业员工工作压力与工作绩效关系研究* (硕士学位论文). 曲阜师范大学.

孙中伟, 黄婧玮. (2021). 加班依赖体制: 再探青年农民工过度加班问题. *中国青年研究*, (8), 5–13.

*汤柳仙. (2021). *工作—非工作边界渗透与员工工作绩效的关系研究* (硕士学位论文). 南京邮电大学.

*唐倩. (2012). *领导风格对医生职业心理与工作绩效影响作用的研究* (硕士学位论文). 中国医科大学, 沈阳.

*王慧卿, 龚怡琳, 宇彤, 朱云乐, 嵇月婷. (2019). 医院和谐劳动关系与人员绩效的相关研究. *医院管理论坛*, *36*(12), 8–11+28.

王欣, 杨河清. (2016). 对企业中“强制自发性”型员工“过劳”的研究. *软科学*, *30*(10), 104–108.

*王艳. (2011). *工作与非工作角色整合度对个体主观幸福感和工作绩效的影响研究* (硕士学位论文). 南京大学.

*王昱然. (2020). *新生代员工工作时间与工作绩效的关系：有中介的调节模型* (硕士学位论文). 河北大学, 保定.

*吴悦, 杨坚, 唐文, 张亮. (2017). 医护人员工作投入与任务绩效的影响因素及相互关系研究. *中国卫生事业管理*, *34*(3), 184–188.

*许欣. (2007). *中国竞技运动队教练员工作—家庭冲突研究* (硕士学位论文). 华中师范大学, 武汉.

*于桂兰, 杜凝乔, 付博. (2022). 组织公民行为的阴暗面：组织公民行为引发的工作家庭冲突. *社会科学战线*, (5), 56–63.

喻婧, 饶俪琳, 雷旭. (2019). 越老越风险规避吗?——年龄对冲动性预测决策行为的调节效应. *心理科学*, *42*(6), 1382–1388.

张军扩，侯永志，刘培林，何建武，卓贤. (2019). 高质量发展的目标要求和战略路径. *管理世界*, *35*(7), 1–7.

张炼，张进辅. (2003). 压力应对的性别差异及相关的生物学机制. *心理科学进展*, (2), 202–208.

*张熙. (2014). *民营建筑施工企业高绩效工作实践与管理人员绩效的关系研究* (硕士学位论文), 华东理工大学，上海.

赵燕梅，张正堂. (2016). 组织长工时制度的实施影响：研究述评. *华东经济管理*, *30*(2), 149–155.

*Abma, F. I., Brouwer, S., DeVres, H. J., Arends, I., Robroek, S. J. W., Cuijpers, M. P. J., Van der Wilt,G. J., Bultmann, U., & Vander Klink, J. J. L. (2016). The capability set for work: Development and validation of a new questionnaire. *Scandinavian Journal of Work Environment & Health*, *42*(1), 34–42.

Afsar, B., Badir, Y. F., Saeed, B. B., & Hafeez, S. (2017). Transformational and transactional leadership and employee's entrepreneurial behavior in knowledge-intensive industries. *The International Journal of Human Resource Management*, *28*(2), 307–332.

*Bal, P. M., & De Lange, A. H. (2015). From flexibility human resource management to employee engagement and perceived job performance across the lifespan: A multisample study. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, *88*(1), 126–154.

Baumeister, R. F., Muraven, M., & Tice, D. M. (2000). Ego depletion: A resource model of volition, self-regulation, and controlled Processing. *Social Cognition*, *18*(2), 130–150.

Baumeister, R. F., Vohs, K. D., & Tice, D. M. (2007). The strength model of self-control. *Current Directions in Psychological Science*, *16*(6), 351–355.

Berdardin, H. J., & Beatty, R. W. (1984). *Performance appraisal, assessing human behavior at work*. Boston: Kent.

Clinton, M. E., Conway, N., Sturges, J., & Hewett, R. (2020). Self-control during daily work activities and work-to-nonwork conflict. *Journal of Vocational Behavior*, *118*, Article 103410. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2020.103410.

*Diefendorff, J. M., Brown, D. J., Kamin, A. M., & Lord, R. G. (2002). Examining the roles of job involvement and work centrality in predicting organizational citizenship behaviors and job performance. *Journal of Organizational Behavior*, *23*(1), 93–108.

Diestel, S., & Schmidt, K. H. (2011). Costs of simultaneous coping with emotional dissonance and self-control demands at work: Results from two German samples. *Journal of Applied Psychology*, *96*(3), 643–653.

*Du, D. Y., Bakker, A. B., & Derks, D. (2020). Capitalization on positive family events and task performance: A perspective from the work-home resources model. *Journal of Occupational Health Psycholog*, *25*(5), 357–367.

*Du, D. Y., Derks, D., Bakker, A. B., & Lu, C. Q. (2018). Does homesickness undermine the potential of job

resources? A perspective from the work-home resources model. *Journal of Organizational Behavior*,*39*(1),96–112.

Eagly, A. H., & Steffen, V. J. (1986). Gender and aggressive behavior. A meta-analytic review of the social psychological literature. *Psychological Bulletin*, *100*, 309–330.

Egger, M., Smith, G. D., Schneider, M., & Minder, C. (1997). Bias in meta-analysis detected by a simple,graphical test. *British Medical Journal*, *315*(7), 629–634.

*Feuerhahn, N., Stamov-Rossnagel, C., Wolfram, M., Bellingrath, S., & Kudielka, B. M. (2013). Emotional exhaustion and cognitive performance in apparently healthy teachers: A longitudinal multi-source study. *Stress and Health*, *29*(4), 297–306.

Flinn, F., & Armstrong, C. (2011). Junior doctors' extended work hours and the effects on their performance: The Irish case. *International Journal for Quality in Health Care*, *23*(2), 210–217.

Harari, M., Parola, H., Hartwell, C., & Riegelman, A. (2020). Literature searches in systematic reviews and meta-analyses: A review, evaluation, and recommendations. *Journal of Vocational Behavior*, *118*, Article103377. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2020.103377.

Hedges, L. V., & Olkin, I. (1985). *Statistical methods for meta-analysis*. New York: Publisher Academic Press.

Henninger, D. E., Madden, D. J., & Huettel, S. A. (2010). Processing speed and memory mediate age-related differences in decision making. *Psychology and Aging*, *25*(2), 262–270.

*Hietapakka, L., Elovainio, M., Heponiemi, T., Presseau, J., Eccles, M., Aalto, A. M., Pekkarinen, L., Kuokkanen, L., & Sinervo, T. (2013). Do nurses who work in a fair organization sleep and perform better and why? Testing potential psychosocial mediators of organizational justice. *Journal of Occupational Health Psychology*, *18*(4), 481–491.

Higgins, J. P. T., & Thompson, S. G. (2002). Quantifying heterogeneity in a meta-analysis. *Statistics in Medicine*, *21*(11), 1539–1558.

*Inness, M., Turner, N., Barling, J., & Stride, C. B. (2010). Transformational leadership and employee safety performance: A within-person, between-jobs design. *Journal of Occupational Health Psychology*, *15*(3),279–290.

Iwasaki, K., Takahashi, M., & Nakata, A. (2006). Health problems due to long working hours in Japan: Working hours, workers' compensation (Karoshi), and preventive measures. *Industrial Health*, *44*(4), 537–540.

*Jones, A. M. (2009). *A matter of motive: The role of autonomy in the relationship between organizational citizenship behavior and work-family conflict* (Unpublished Doctoral dissertation), The Pennsylvania State University.

Jones, B. (1982). *Destruction or redistribution of engineering skills? The case of numerical control*. London:

Heinemann.

Katz, I. M., Rudolph, C. W., & Zacher, H. (2019). Age and career commitment: Meta-analytic tests of competing linear versus curvilinear relationships. *Journal of Vocational Behavior*, *112*, 396–416.

Kooij, D. T. A. M., Kanfer, R., Betts, M., & Rudolph, C. W. (2018). Future time perspective: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, *103*(8), 867–893.

Ko, Y. J., & Choi, J. N. (2019). Overtime work as the antecedent of employee satisfaction, firm productivity, and innovation. *Journal of Organizational Behavior*, *40*(3), 282–295.

Lian, H., Yam, K. C., Ferris, D. L., & Brown, D. (2017). Self-control at work. *Academy of ManagementAnnals*, *11*(2), 703–732.

Lipsey, M. W., & Wilson, D. B. (2001). *Practical meta analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Lowisch, M. (2003). Labor law in Europe. *Ritsumeikan Law Review*, *20*, 101–115.

*Lu, L., Chou, C. Y., & Cooper, C. L. (2020). Personal and social resources in coping with long hours of the Chinese work condition: The dual roles of detachment and social motivation. *The International Journal of Human Resource Management*, *31*, 1–35.

Mackey, J. D., McAllister, C. P., Maher, L. P., & Wang, G. (2020). A guide for conducting curvilinear meta-analyses. In T. Russell Crook, J. Lê, & A. D Smith (Eds.), *Advancing Methodological Thought and Practice*, *12*, 101–115.

Mudambi, R. (2008). Location, control and innovation in knowledge-intensive industries. *Journal of Economic Geography*, *8*(5), 699–725.

*Muller, A., & Weigl, M. (2017). Soc strategies and organizational citizenship behaviors toward the benefits of co-workers: A multi-source study. *Frontiers in Psychology*, *8*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01740

Muller, E., & Doloreux, D. (2009). What we should know about knowledge-intensive business services. *Technology in Society*, *31*, 64–72.

Nguyen, T. L., & Giang, P. X. (2020). Improving employee performance in industrial parks: An empiricalcase of garment enterprises in binh duong province, Vietnam. *European Journal of Investigation in HealthPsychology and Education*, *10*(1), 44–58.

Nohe, C., Michel, A., & Sonntag, K. (2014). Family-work conflict and job performance: A diary study of boundary conditions and mechanisms. *Journal of Organizational Behavior*, *35*(3), 339–357.

*Parent-Lamarche, A., Marchand, A., & Saade, S. (2020). Does depression mediate the effect of work organization conditions on job performance? *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, *62*(4), 296–302.

Paul, E. L., & Jane, R. W. (2004). The social context of performance appraisal: A review and framework for the future. *Journal of Management*, *30*(6), 881–905.

Rolison, J. J., Hanoch, Y., & Wood, S. (2012). Risky decision making in younger and older adults: The role of learning. *Psychology and Aging*, *27*(1), 129–140.

Rose, A. J., & Asher, S. R. (1999). Children's goals and strategies in response to conflicts within a friendship. *Developmental Psychology*, *35*(1), 69–79.

Rothstein, H. R., Sutton, A. J., & Borenstein, M. (2006). *Publication bias in meta-analysis: Prevention, assessment and adjustments*. New York: John Wiley & Sons.

Rudolph, C. W., Kooij, D. T. A. M., Rauvola, R. S., & Zacher, H. (2018). Occupational future time perspective: A meta-analysis of antecedents and outcomes. *Journal of Organizational Behavior*, *39*(2), 229–248.

Shimizu, T., Horie, S., Nagata, S., & Marui, E. (2004). Relationship between self-reported low productivityand overtime working. *Occupational Medicine*, *54*(1), 52–54.

Sturman, M. C. (2003). Searching for the inverted u-shaped relationship between time and performance: Meta-analyses of the experience/performance, tenure/performance, and age/performance relationships. *Journal of Management*, *29*(5), 609–640.

*Thompson, M., Carlson, D., Hunter, E., & Whitten, D. (2016). We all seek revenge: The role of honesty-humility in reactions to incivility. *Journal of Behavioral and Applied Management*, *17*(1). 55–60.

Tyler, J. M., & Burns, K. C. (2008). After depletion: The replenishment of the self's regulatory resources. *Self and Identity*, *7*(3), 305–321.

*Vahle-Hinz, T. (2016). Stress in nonregular work arrangements: A longitudinal study of task-and employment-related aspects of stress. *Journal of Occupational Health Psychology*, *21*(4), 415–431.

*Van de Brake, H. J., Walter, F., Rink, F. A., Essens, P. J. M. D., & van der Vegt, G. S. (2020). Multiple team membership and job performance: The role of employees' information-sharing networks. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, *93*(4), 967–987.

*Van Emmerik, H., & Sanders K. (2004). Social embeddedness and job performance of tenured and non-tenured professionals. *Human Resource Management Journal*, *14*(1), 40–54.

*Van Laethem, M., Beckers, D. G. J.M., de Bloom, J. E., Sianoja, M., & Kinnunen, U. (2019). Challengeand hindrance demands in relation to self-reported job performance and the role of restoration, sleep quality, and affective rumination. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, *92*(2), 225–254.

*Van Steenbergen, E. F., & Ellemers, N. (2009). Is managing the work-family interface worthwhile? Benefits for

employee health and performance. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, *30*(5),617–642.

Viechtbauer, W. (2010). Conducting meta-analyses in R with the metafor package. *Journal of Statistical Software*, *36*(3), 1–48.

Vogel, D., & Homberg, F. (2021). P-hacking, P-curves, and the PSM-performance relationship: Is there evidential value? *Public Administration Review*, *81*(2), 191–204.

*Webster, B. D., Edwards, B. D., & Smith, M. B. (2019). Is holding two jobs too much? An examinationof dual jobholders. *Journal of Business and Psychology*, *34*(3), 271–285.

Williams, L. J., & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management*, *17*(3), 601–617.

Yeh, Y. J. Y., Ma, T. N., Pan, S. Y., Chuang, P. J., & Jhuang, Y. H. (2020). Assessing potential effects of daily cross-domain usage of information and communication technologies. *The Journal of Social Psychology*, *160*(4), 465–478.

Young, H. R., Glerum, D. R., Joseph, D. L., & Mccord, M. A. (2021). A meta-analysis of transactional leadership and follower performance: Double-edged effects of LMX and empowerment. *Journal of Management*, *47*(5), 1255–1280.

*Zhang, L., & Seo, J. (2018). Held captive in the office: An investigation into long working hours among Korean employees. *International Journal of Human Resource Management*, *29*(7), 1231–1256.

Zhao, H., O'Connor, G., Wu, J. H., & Lumpkin, G. T. (2021). Age and entrepreneurial career success: Areview and a meta-analysis. *Journal of Business Venturing*, *36*(1), Article 106007. https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2020.106007.

Nonlinear relationship between work hours and job performance: A meta-analysis

SONG Haojie, GAO Renjing, ZHANG Qiang, CHENG Yanyuan

([1]*School of Business, Zhengzhou University, Zhengzhou 475000，China*）

（[2] *International Graduate School, Tsinghua University, Shenzhen 518000，China*）

（[3]*School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Beijing 187002，China*）

Abstract: This research used meta-analysis to explore the nonlinear relationship between work hours and job performance based on 42 articles covering 64 effect sizes and 22843 subjects.

Results showed that: (1) Work hours had a significant inverted u-shaped correlation with task performance and contextual performance. (2) Compared with America and European countries, work hours had a stronger and significant inverted u-shaped relationship with task performance and contextual performance in China. (3) Compared with labor-intensive and capital-intensive industries, in the knowledge-intensive industries, work hours had a stronger and significant inverted u-shaped relationship with task performance; (4) Compared to older participants, work hours had a stronger and significant inverted u-shaped relationship with task performance in the younger participants; (5) Compared to participants with a lower proportion of the males, when the data came from participants with a higher proportion of the males, work hours had a stronger and significant inverted u-shaped relationship with contextual performance. These results clarify the inverted u-shaped relationship between work hours and performance. In addition, these findings could provide a reference for standard hours stipulated by Labor Law in China (e.g. working hours should not exceed 44 hours/week) and warn that organizations should pay attention to the too-much-of-a-good-thing effect of work hours on job performance.

Keywords: work hours, task performance, contextual performance, meta-analysis